



## 저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경영학석사학위논문

기술혁신이 기업가치에 미치는  
영향에 대한 연구 :  
유가증권 시장을 중심으로

2014년 2월

서울대학교 대학원  
경영학과 재무금융전공  
이 일 택

기술혁신이 기업가치에 미치는  
영향에 대한 연구:  
유가증권 시장을 중심으로

지도교수 이관휘

이 논문을 경영학석사학위논문으로 제출함

2013년 12월

서울대학교 대학원  
경영학과 재무금융전공  
이일택

이일택의 석사학위논문을 인준함

2013년 12월

위 원 장 채 준 (인)

부 위 원 장 조 재 호 (인)

위 원 이 관 휘 (인)

## 요약(국문초록)

1990 2012 가  
 , 가  
 . 가  
 ,  
 .  
 가 가가 .  
 Kogan et al.(2012)  
 가  
 가  
 가 .

주요어 : 기술혁신, 기업가치, 외부성

학 번 : 2012-20511

1	.....	1
2	.....	5
가.	.....	5
.	.....	10
3	.....	14
가.	.....	14
.	가 .....	17
.	.....	20
.	.....	22
4	.....	26
	.....	28
Abstract	.....	31

## 1. 서론<sup>1)</sup>

기업의 기술혁신과 기업가치의 상관관계를 밝히기 위한 연구는 다양한 방법으로 이루어져 왔다. 이러한 연구는 필연적으로 개별 기업의 기업가치와 기술혁신을 측정하는 과정을 필요로 하는데, 전자에 관하여는 오랜 시간에 걸쳐 학계에서 검증된 대표적인 지표가 몇 가지 존재하나, 후자에 대하여는 여전히 여러 가지 논의가 이루어지고 있다.

Hirschey(1982)는 미국기업들을 대상으로 광고비 및 연구개발비와 기업의 시장가치간의 양의 상관관계를 관찰하였으며, Hirschey and Weygandt(1985)는 토빈Q로 기업가치를 측정하여 이와 유사한 연구결과를 보고하였다. Bublitz and Ettredge(1989)는 연구개발비와 비정상수익률의 상관관계를 분석하여 장기적인 양의 관련성을 보고하였고, Chan et al.(2001)은 매출 대비 연구개발비와 미래 주식수익률은 직접적인 연관성이 없으나, 주식의 시장가치 대비 연구개발비는 미래에 양의 초과수익률을 나타낸다고 보고하였다. 국내에서는 최정호(1994)가 광고비 및 연구개발비가 토빈Q로 측정된 기업가치에 미치는 영향을 분석하여 비정상연구개발비의 지출이 기업가치에 긍정적인 영향을 미침을 밝혔고, 김정교 외(2007)은 자본화된 연구개발비가 미래이익과 주식수익률에 양의 관련성을 가짐을 보고하였다. 또한 노희천 외(2011)는 연구개발비 지출이 유형자산투자를 유발하고 유형자산투자가 매출액을 증가시켜 기업가치 향상으로 이어

---

1) 본 연구는 저자가 KOICA/World Friends Korea 장학금 사업의 지원을 받아 수행하였음

지는 매커니즘을 실증적으로 분석하였다.

그러나 기업의 연구개발활동이 항상 성과로 이어지는 것은 아니기 때문에 연구개발비과 기업가치를 관련지은 연구는 기업의 실제 연구개발성과를 간과하게 되는 약점이 있다. 이에 따라 연구개발의 결과물인 특허정보를 이용함으로써 기업가치와 기술혁신의 관계를 규명하고자 하는 연구가 이루어졌으며, 기업의 기술혁신정도를 정량화하기 위해 기업이 보유한 특허의 단순 개수정보를 넘어 개별 특허를 특허의 중요도로 가중한 정보를 사용하려는 시도가 있었다.

Hall et al.(2005)은 특허의 피인용 횟수를 이용해 미국기업이 보유한 특허의 중요도를 측정하고, 토빈Q로 측정한 기업가치와 특허 정보 사이의 양의 상관관계를 보고하였다. Nicholas(2008) 역시 피인용 횟수로 기업의 기술혁신을 측정하고 1920년대의 급격한 기술혁신이 1920년대 후반의 주가상승의 중요한 요인중 하나였음을 주장하였다. Hirshleifer et al.(2013) 또한 연구개발자본 대비 피인용 횟수를 주요 지표로 사용하여 미국시장에서 주가수익률과의 유의미한 상관관계를 도출하였으며, 이 지표를 이용하여 고안한 EMI요인을 Cahart 4요인 모형에 추가하여 기존 모형에 설명력을 더하였다. 한국시장에서는 오은지(2013)가 Hirshleifer et al.(2013)의 방법론을 차용하여 처음으로 개별기업 수준에서 특허의 피인용횟수를 고려한 연구를 수행하였다.

그러나 피인용횟수를 이용하여 개별특허의 중요도를 판정하는 데에는 몇 가지 약점이 존재한다. 첫째, 개별특허의 피인용수는 미래

정보에 기반하므로 전체 샘플을 고려해야 한다. 하지만 경제적인 분석에서, 예를 들어 기술혁신에 따른 투자 혹은 고용의사 결정의 변화를 중단기에서 분석하기 위해서는, 동일한 기간의 정보만 이용하는 것이 바람직하다(Kogan et al., 2012). 따라서 단기분석일수록 중요도 지표의 신뢰도가 낮아지는 문제가 발생한다. 뿐만 아니라, 피인용은 반드시 해당특허의 공개일 이후에 발생하므로 샘플 후반부의 특허일수록 실제 중요도와 상관없이 피인용수가 필연적으로 감소하는 문제가 있다. 셋째, 2000년대 중반 이전에 발행된 한국의 특허공보에는 인용정보가 표시되지 않기 때문에 샘플 전반부의 특허들은 피인용수에 불리하다. 날짜가 가까운 특허가 더 인용되는 경향이 있기 때문이다(Caballero and Jaffe, 1993; Kogan et al., 2012). 마지막으로, 한국의 특허 심사과정의 특징상 많이 인용된 특허가 반드시 경제적으로 중요한 특허라고 할 수 없다. 통상적으로 심사관은 심사대상 특허의 핵심내용을 대표하는 몇가지의 키워드를 추출하여 특허 데이터베이스에서 유사기술을 검색하게 되는데, 심사대상 특허와 비슷한 기술용어를 사용할수록, 많은 내용을 포함할수록 검색되어 인용될 가능성이 커지는 것이며, 반드시 특허의 중요도에 따라 인용되는 것이라고는 할 수 없다. 뿐만 아니라 심사관이 업무를 빠르게 처리하기 자주 인용되는 특허를 모아놓고 그 안에서 먼저 선택하여 인용하기도 한다. 따라서 한국특허의 피인용횟수 정보는 특허의 중요도 정보 외의 잡음을 많이 포함하고 있으며, 학문적인 연구 분석에 사용하기에 최적의 지표라고 할 수 없다.

이러한 선행연구의 단점을 극복하기 위한 연구로서 Kogan et al.(2012)은 주식시장 정보를 이용하여 특허의 가치를 화폐단위로



직접 측정하였다. 즉, 주식의 초과수익률에서 특허출원사실의 공개 혹은 특허등록사실의 공개에 따른 수익률 상승분을 추출하여 특허의 가치를 측정하고 이렇게 구성한 개별기업의 기술혁신지표와 기업가치의 관계 및 경쟁기업의 기술혁신이 해당기업에 미치는 외부성에 대해 연구하여 유의미한 결과를 도출하였다.

본 논문은 Kogan et al.(2012)의 방법을 한국 데이터에 적용함으로써 국내연구로서는 처음으로 주식시장정보로 가중된 특허정보를 사용했다는 데에 그 의미가 있다. 또한 표본기간동안 유가증권시장에서 한 차례 이상 거래된 사실이 있는 모든 기업의 등록특허정보를 전수 수집하여 분석함으로써, 완전한 데이터를 갖추지 못했던 종래의 연구를 보완 발전시켰다는 점에도 의의가 있다.

본 논문의 결과에 따르면 한국 기업의 기술혁신은 해당기업의 기업가치에 양의 영향을 미치며, 경쟁기업의 기업가치에는 음의 외부효과로 작용한다. 이러한 방향성은 개별기업이나 단독기업을 막론하고 동일하게 관찰되었다. 그러나 Kogan et al.(2013)의 결과와는 달리 기술혁신에 따른 경쟁기업간의 자본과 노동자원의 이동 현상은 관찰되지 않았다.

다음 2장에서는 연구방법 및 표본을 설명하고, 3장에서는 기초적인 분석을 시작으로 기술혁신과 기업가치의 관계, 기술혁신과 생산성과의 관계, 및 기술혁신에 따른 요소이동추이에 관한 실증분석결과를 보고한다. 4장에서는 이러한 논의들을 바탕으로 결론을 제시한다.

## 2. 연구방법 및 표본

### 가. 연구방법

#### 1) 기술혁신의 측정

본 논문의 연구방법론은 Kogan et al.(2012)을 따른다.<sup>2)</sup>

먼저 개별기업의 주가에서 시장의 움직임을 제거하기 위해 기업  $f$ 의 시점  $t$ 의 초과수익률(idiosyncratic stock return,  $r_{ft}$ )을 개별주식의 수익률에서 시장포트폴리오 수익률을 뺀 값으로 정의한다.

주식시장이 특허  $j$ 의 이벤트를 경험할 때<sup>3)</sup> 주식시장의 초과수익률( $r_j^i$ )은 식 (1)에 의해 나타낼 수 있다. 주가에 유의미한 변동을 줄 수 있는 특허이벤트는 출원공개와 등록공고의 두 가지가 존재하나, 이후로부터는 편의를 위해 특허이벤트를 등록공고만으로 지칭한다.

---

2) 가. 연구방법 절의 내용은 Kogan et al.(2012)을 그대로 따름을 밝히며, 방법론 전개과정에서 별도의 인용표시는 하지 않았다.

3) 주식시장에 알려져 경제적으로 유의미한 주가 반응을 불러올 수 있는 특허 이벤트는 특허출원사실이 공개되는 출원공개와 특허등록사실이 공개되는 등록공고의 두 가지로 나눌 수 있다. 출원공개는 공개특허공보의 발행을 통해, 등록공고는 특허공보의 발행을 통해 이루어진다. 출원인이 특허를 출원한 이후에 심사청구를 하지 않은 채로 1년 6개월이 되면 비공개 상태로 있던 특허내용이 법에 의하여 공개되는데 이를 출원공개라 한다. 등록공고란 심사청구된 특허가 심사를 통과하여 등록이 된 경우 등록사실을 공고함과 함께 특허내용을 공개하는 법적인 공개절차이다. 만약 출원인이 출원한 날로부터 1년 6개월이 지나기 전에 심사청구를 하여 등록이 되면 출원공개 없이 바로 등록공고가 이루어진다. 따라서 임의의 등록특허는 등록공고일과 출원공개일의 두 가지 정보를 모두 가지고 있을 수도 있고, 등록공고일 정보만 가지고 있을 수도 있다.

$$r_j^l = x_j + \epsilon_{jl} \quad (1)$$

$x_j$ 는 주식의 시가총액 대비 비율로 표시되는 특허의 가치이고,  $\epsilon_{jl}$ 는 초과수익률 중에서 특허와 관련 없는 잡음부분이며,  $l$ 은 이벤트 윈도우의 길이, 즉, 특허등록 사실을 시장이 받아들이는 기간을 의미한다. 이 때  $r_j^l$ 은 시장에서 관찰 가능하므로 특허  $j$ 의 원화 표시 가치를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\hat{A}_j = \frac{1}{N} E[x_j | r_{jd}^l] S_{jd-1} \quad (2)$$

$S_{jd-1}$ 는 특허  $j$ 의 공고일 하루 전에  $j$ 를 소유한 기업의 시가총액이다. 같은 날  $N$ 개의 특허가 등록공고된 경우 개별 특허  $j$ 의 가치를 계산하기 위해 하루 동안 발생한 가치를 공고된 특허의 개수  $N$ 으로 나눈다.

조건부 기대값을 계산하기 위해  $x$ 를 절단정규분포  $N(0, \sigma_{vj}^2)$ 를 따르는 양수로,  $\epsilon_{jl} \sim N(0, \sigma_{\xi j}^2)$ 로 각각 가정하고,  $\sigma_{vj}^2$ 와  $\sigma_{\xi j}^2$ 가 기업 및 시간에 대한 변수이지만 상대비율은 서로 일정함을 가정한다.  $x$ 를 양수로 가정하는 것은 특허의 가치는 음수로 표현될 수 없음을 의미하는데, 만약 가치가 음수인 특허가 존재한다고 해도 기업은 그 특허를 실시하지 않음으로써 손해를 방지할 수 있다. 이 세가지 가정을 이용하여 아래와 같은 식을 도출할 수 있다.

$$E[x_j|r_{jd}^l] = \delta_j r_j^l + \sqrt{\delta_j} \sigma_{\xi j} \frac{\psi(R_j)}{1 - \Phi(R_j)} \quad (3)$$

$\Phi$ 와  $\psi$ 은 각각 표준정규분포의 cdf와 pdf이이고,  $R_j$ 와  $\delta$ 는 다음과 같다.

$$R_j = -\sqrt{\delta_j} \frac{r_j^l}{\sigma_{\xi j}}, \quad \delta_j = \frac{\sigma_{vj}^2}{\sigma_{vj}^2 + \sigma_{\xi j}^2} \quad (4)$$

다음으로 이벤트윈도우  $l$ 의 값을 정한다. 이벤트윈도우가 길수록 노이즈가 포함될 가능성이 커지고, 짧을수록 특허이벤트에 대한 시장반응이 생략될 가능성이 커진다. 본 논문에서는 식(12)을 참고하여 이벤트윈도우를 3일로 정하였다( $l=2$ ).

전술한 가정에 따라  $\sigma_{vj}^2$ 와  $\sigma_{\xi j}^2$ 의 상대비율이 일정하므로  $\delta_j = \delta$  으로 상수이다.  $\delta$ 를 추정하기 위해 공고일 근처에서 주가 변동성을 추정한다. 즉, 다음 회귀분석을 수행하여  $I_{fd}$ 의 계수  $\gamma$ 를 추정한다.

$$\ln(r_{fd}^l)^2 = a_0 + a_{ft} + b_d + \gamma I_{fd} + u_{fd} \quad (5)$$

$I_{fd}$ 는 공고일에 1의 값을 가지고 공고가 없는 날에는 0의 값을 가지는 더미변수이고,  $r_{fd}^l$ 은 기업  $f$ 의  $d$ 일 근처의  $l$ 동안의 초과수익률이다. 기업연도( $a_{ft}$ )와 요일( $b_d$ ) 더미를 추가하여 고정효과(fixed effect)를 통제한다.  $\gamma$ 를 추정하고 절단정규분포의 분산을 고려하여

조정하면  $\hat{\delta}$ 은 다음과 같다.

$$\hat{\delta} = 1 - \left( 1 + \frac{1}{1 - \left( \frac{\psi(0)}{1 - \Phi(0)} \right)^2} (e^{\hat{\gamma}} - 1) \right)^{-1} \quad (6)$$

다음으로  $\sigma_{\xi j}^2$ 을 추정한다. 모든 기업  $f$ 에 대해 일일수익률로부터  $t$ 연도의 분산  $\sigma_{ft}^2$ 를 추정하면 그로부터  $\sigma_{\xi j}^2$ 를 계산해낼 수 있다.

$$\sigma_{\xi ft}^2 = \sigma_{ft}^2 (1 + l) \left( 1 + \mu_{ft} (1 + l) \frac{\hat{\gamma}}{1 - \hat{\gamma}} \right)^{-1} \quad (7)$$

이 때,  $\mu_{ft}$ 는 해당기업의 해당연도 거래일 대비 공고일의 비율이다.

## 2) 기업수준의 기술혁신지표

등록이 완료된 특허의 가치는 출원공개가 된 시점에 일부가, 그리고 최종적으로 등록공고가 된 시점에 남은 일부가 주식시장에 반영되었을 것이다. 따라서 등록특허의 가치는 공개일과 공고일에 각각 주식시장에서 판단한 가치의 합의로 나타낼 수 있다. 또한 기업이란 해에 달성한 기술혁신은 당해에 해당기업의 특허가 공개 혹은 공고됨으로써 주식시장에 발생된 원화가치를 모두 더함으로써 계산할 수 있다. (8)식은  $t$ 연도에  $f$ 기업의 출원공개 및 등록공고정보가 주식시장에 창출한 가치를 모두 더한 것이다.  $P_{ft}^g$ 와  $P_{ft}^p$ 는  $t$ 연도에

각각 등록공고 및 출원공개된  $f$ 기업의 특허의 집합이다.

$$A_{ft}^v = \sum_{j \in P_{ft}^g} \widehat{A}_j^g + \sum_{j \in P_{ft}^p} \widehat{A}_j^p \quad (8)$$

규모효과를 제거하기 위해 (8)식의 결과, 즉, 기술혁신의 원화가치를 연말의 시가총액으로 나누어서  $t$ 연도의 기업수준의 기술혁신지표  $A_{ft}$ 를 구한다.  $A_{ft}$ 는 기업  $f$ 의 연말 시가총액 중에서 당해 중에 달성한 기술혁신의 가치가 차지하는 비율로 해석할 수 있다.

$$A_{ft} = \frac{A_{ft}^v}{S_{ft}} \quad (9)$$

### 3) 주요 회귀분석식

이 논문의 주요 분석과제는 개별기업의 기술혁신과 경쟁기업의 기술혁신이 해당 기업의 기업가치에 미치는 영향 및 혁신기업과 비혁신기업간의 자원이동 추이이므로 다음과 같은 회귀식을 설정한다.

$$x_{ft+1} = a_0 + a_1 A_{ft} + a_2 A_{Ift} + b Z_{ft} + u_{ft+1} \quad (10)$$

종속변수에는 분석목적에 따라 기업가치, 생산성 및 요소의 변화량이 각각 사용되며,  $A_{ft}$ 와  $A_{Ift}$ 는 각각 개별기업의 기술혁신지표와

동종산업 내 경쟁기업들의 평균 기술혁신지표이고,  $Z_{ft}$ 는 통제변수이다.  $a_1$ 와  $a_2$ 가 주된 분석대상이며, 통제변수로는 기술혁신지표로의 영향을 통제하기 위해 종속변수의 지연값, 산업 고정효과, 기업연도 고정효과, 개별기업의 변동성( $\sigma_{ft}$ )을 포함하고, 기업규모가 클수록, 또 성장기업일수록 혁신할 가능성이 크므로 기업규모와 토빈 Q를 포함하였다. 이 때 산업 내 경쟁기업들의 기술혁신지표  $A_{ift}$ 는 (11) 식으로 계산할 수 있다.  $J$ 는 해당기업이 포함된 산업  $I$ 에 속하는 기업들의 집합이다. 산업분류는 KSIC9 중분류를 따랐다.

$$A_{ift} = \frac{\sum_{h \in J_f} A_{ht}^v}{\sum_{h \in J_f} S_{ht}} \quad (11)$$

## 나. 표본

### 1) 특허정보수집

본 연구에서는 1990년 1월 1일부터 2012년 12월 31일까지 KOSPI에 속하여 한 차례 이상 거래된 적이 있는 종목 1,074개를 분석대상으로 하였다. KOSDAQ 종목의 경우 변동성이 심할 뿐 아니라, 1,480개 기업이 보유한 등록특허의 개수가 KOSPI 1,074종목의 1/10 수준에 불과하므로 표본에서 제외하였다.

특허정보 데이터는 WIPS의 특허정보검색서비스인 Wintelips<sup>4)</sup>와 WIPSON<sup>5)</sup>에서 출원인 및 공고일을 기준으로 수작업으로 검색하였으며, 공개일 등에 오류가 있는 경우 한국특허정보원에서 서비스하는 KIPRIS<sup>6)</sup>를 이용하거나 특허청에 직접 문의하여 보완하였다.<sup>7)</sup>

재무 연구를 위해 한국의 특허정보를 수집할 때 주의해야 할 점은, 분석 대상 기업이 보유한 특허 명세서상의 출원인과 현재 기업명이 반드시 일치하지는 않는다는 것이다. 따라서 출원인 명으로 특허를 검색하기 위해서는 띄어쓰기나 오타자를 고려함으로써 출원인 명칭의 다양한 가능성을 포함해야 뿐 만 아니라, 분석 대상 기업들의 상호변경 및 인수합병 내역 또한 고려해야 한다. WIPS에서는 오타자와 띄어쓰기 등을 고려하여 여러 하위출원인 명칭을 하나로 취합한 대표출원인코드를 제공하고 있으므로 이를 유용하게 사용할 수 있다. 본 논문에서는 다음과 같은 절차로 특허정보를 수집하였다.

- i. 기업의 대표출원인코드를 검색한 후에 이에 포함된 하위출원인명칭과 기업연혁정보의 상호변경 내역을 대조하여 대표출원인코드에 누락된 명칭을 포괄하는 검색식을 만들었다.
- ii. 대표출원인코드에는 표본구간 중간에 흡수된 피흡수기업의 명칭도 포함되어 있으므로 흡수합병시점 이전에 피흡수기

---

4) [www.wintelips.com](http://www.wintelips.com)

5) [www.wipson.com](http://www.wipson.com)

6) [www.kipris.or.kr](http://www.kipris.or.kr)

7) WIPS 데이터베이스에서 발견한 대표적인 오류사항으로, 1300여 건의 등록특허가 1999-0000001의 중복된 공개번호와 잘못된 공개일로 저장되어 있다.(2013년 12월 기준)



업이 등록받은 특허는 제외하도록 검색식을 수정하였다.

iii. 기업연혁정보에 일부 사업부가 분리되어 독립하거나 다른 법인으로 이동한 정보가 있는 경우에는 해당 기술분야의 특허도 같은 방향으로 이동하도록 검색식을 수정하였다.<sup>8)</sup>

iv. i~iii의 과정을 전체 기업에 대해 각각 반복하여 1074개의 검색식을 만들고 Wintelips 또는 WINPSON에서 각각의 기업에 대해 검색을 수행하였다.

i~iv의 과정을 거쳐 총 373,483개의 등록특허로 이루어진 표본을 완성하였다. 표본에는 등록번호, 등록일, 공개번호, 공개일, 출원번호, 출원일, 출원인, 및 피인용회수(forward depth 1~3)<sup>9)</sup> 특허정보가 포함되었다.

## 2) 주가 및 회계정보

주가정보는 및 회계정보는 FnDataGuide Database를 기준으로 하여 KISValue로 보완하였으며, 각각 일단위 자료와 연단위 자료를 사용하였다. 금융회사와 특수목적회사 및 공공부문을 포함하여 표본

---

8) 검색식은 WIPS 기준이며, SK케미칼에 대해 i~iii의 과정을 거쳐 구축한 검색식으로 907건이 검색되었다. 검색식은 다음과 같다.

((((KR000096).wap. and (@FD>=19900101<=20121231)) not (((에스케이제약 not (에스케이케미칼 or sk케미칼)).ap. and (@FD>=19900101<=20050401)) or ((통신제약 not (에스케이케미칼 or sk케미칼)).ap. and (@FD>=19900101<=20061101)) or ((인투젠 not (에스케이케미칼 or sk케미칼)).ap. and (@FD>=19900101<=20071201)) or ((엔제이씨 not (에스케이케미칼 or sk케미칼)).ap. and (@FD>=19900101<=20101201))))))

9) 특허 j가 직접 피인용된 횟수가 forward depth 1, j를 인용한 특허들이 피인용된 횟수가 depth 2, 이 특허들이 다시 피인용된 횟수가 depth 3이다.

을 구성하였으나 실제 분석시에는 관례를 따라 제외하였다.

기술혁신지표를 계산하기 위해서는 일단위 주가정보와 특허의 공개일 및 공고일정보가 결합되어야 하는데, 주식시장 휴장일에 공개 공보나 등록공보가 발행된 경우가 존재한다. 이러한 경우에는 공보 발행일 이후의 주식시장 첫 거래일로 공개일 또는 공고일을 변경하여 두 정보의 결합과정에서 탈락되는 특허정보가 없도록 하였다.

### 3. 실증분석결과

#### 가. 기초 분석

##### 1) 특허정보공개와 주식시장의 반응

[표1]에서는 회귀식 (12)를 통해 등록공고일 또는 출원공개일의 주식시장의 회전율을 분석함으로써 특허정보 공개에 대한 시장의 반응성을 살펴보고, 기술혁신지표 도출에 사용할 이벤트 윈도우의 길이를 알아보았다.  $a_{ft}$ 와  $b_d$ 는 고정효과를 통제하기 위한 기업연도 더미와 요일더미이다.

$$x_{fd+k} = a_0 + a_{ft} + b_d + b(k)I_{fd} + u_{fd} \quad (12)$$

[표1]의 결과를 살펴보면 대체로 발표일  $k=0$ 을 기준으로  $k=2$ 일까지 회전율이 증가하는 양상이 관찰되며, 등록공고일보다는 출원공개일에, 회전율보다는 상대회전율에서 상대적으로 더 뚜렷한 반응을 보임을 알 수 있다. 그러나 Kogan et al.(2012)의 결과<sup>10)</sup>와는 달리 t값이 통계적으로 유의미하게 나타나지 않았는데, 이는 미국에서는 등록공고나 출원공개가 일주일에 한번 이루어지는 것과 달리 한국에서는 일주일에도 수회씩 수시로 공개가 일어나기 때문에 기준일과 인접 공개일의 이벤트윈도우가 서로 겹쳐 기준일의 이벤트에 대

---

10) Kogan et al., 2013, Technical Innovation, Resource Allocation, and Growth, Table 1

한 독립적인 효과 측정이 상대적으로 어렵기 때문으로 판단된다.

**[표1]**  
**등록공고 또는 출원공개일 전후의 거래량 회전율**

이 표는 회귀식 (12)의 결과로서, 특허등록공고 또는 특허출원공개 시점 전후의 거래량 회전율( $x_{t+k} = vol_t/shrout_t$ )과 시장회전율에 대한 상대회전율( $vol_t/shrout_t - vol_t/shrout_t$ )을 종속변수로 하고, 등록공고일(패널 A) 또는 출원공개일(패널 B)이면 1이고 그 외에는 0을 값으로 가지는 더미변수를 독립변수로 한다. 기업연도 및 요일 고정효과를 포함하였고, 연도 및 요일 클러스터 표준오차를 사용하였다.

k	-1	0	1	2	3	4
	<b>회전율</b>					
A. 등록공고	-0.0067 (-0.42)	-0.0061 (-0.38)	-0.0087 (-0.54)	-0.0016 (-0.1)	-0.0075 (-0.46)	-0.0013 (-0.08)
B. 출원공개	-0.0012 (-0.07)	0.0167 (0.93)	0.0158 (0.88)	0.0064 (0.36)	0.0032 (0.18)	0.0058 (0.32)
	<b>상대회전율</b>					
A. 등록공고	0.0009 (0.06)	0.0055 (0.35)	0.0023 (0.14)	0.0108 (0.67)	0.0006 (0.04)	0.0087 (0.55)
B. 출원공개	-0.0075 (-0.42)	0.0165 (0.93)	0.0149 (0.84)	0.0075 (0.42)	-0.0057 (-0.32)	0.0013 (0.07)

## 2) 기초통계량

[표1]의 결과에 따라 이벤트윈도우의 길이를 3 ( $l=2$ )으로 설정하고 공고일과 공개일에 시장에서 측정되는 기술혁신정도를 원화가치로 계산하였다.

[표2]에서는 하루에 공고(공개)된 특허의 개수(P), 피인용횟수(Citation), 공고일(공개일) 기준 3일간의 초과수익률( $r_f$ ), 초과수익률에서 추출한 기술혁신( $E[x_j|r_f]$ ), 및 식 (2)에 의한 기술혁신지표

[표2]

이벤트 윈도우에서 초과수익률의 분포 및 기술혁신지표

이 표에서는 본 연구에서 수집한 373,483개 특허의 등록공고 및 출원공개 이벤트에 대해 다음 항목들의 분포가 각각 요약된다: 하루에 등록공고(출원공개)된 특허의 개수(P), 피인용 횟수(Citation), 공고일(공개일) 기준 3일간의 초과수익률( $r_f$ ), 초과수익률에서 추출한 기술혁신( $E[x_j|r_f]$ ), 식 (2)에 의한 기술혁신지표 ( $A_j^g, A_j^p$ ). (절단정규분포 가정을 따라  $E[x_j|r_f]$ 는 0에서 절단하였다.)

등록공고					
Moment	P	Citation	$r_f$	$E[x_j r_f]$	$A_j^g$ (백만원)
Mean	93.2	1.2	0.26	0.28	2124.5
Std. Dev.	197.4	16.6	4.84	0.17	6638.0
Percentiles					
1%	1	0	-11.41	0.10	5.86
5%	1	0	-6.78	0.11	25.07
10%	2	0	-4.73	0.15	48.24
25%	7	0	-2.23	0.19	133.02
50%	27	0	0.02	0.24	511.23
75%	89	0	2.52	0.33	1601.09
90%	230	2	5.54	0.46	4644.00
95%	395	3	8.00	0.60	8832.41
99%	872	15	13.98	0.79	27341.70

  

출원공개					
Moment	P	Citation	$r_f$	$E[x_j r_f]$	$A_j^p$ (백만원)
Mean	88.4	1.2	0.17	0.27	1712.4
Std. Dev.	147.9	17.1	5.63	0.13	5437.7
Percentiles					
1%	1	0	-13.56	0.10	3.73
5%	1	0	-7.75	0.12	11.08
10%	2	0	-5.52	0.15	23.93
25%	7	0	-2.68	0.19	74.41
50%	31	0	-0.16	0.24	326.22
75%	93	0	2.75	0.33	1292.38
90%	247	1	6.09	0.43	3875.90
95%	411	3	8.72	0.52	7285.09
99%	692	15	17.38	0.77	22159.40

$(A_j^g, A_j^p)$ 의 분포가 제시되어 있다. Kogan et al.(2012)의 미국 결과와 유사하게 초과수익률이 우왜곡분포(rightly skewed)를 보이고 있으며, 특히 등록공고일에 측정된 기술혁신가치의 중위값이 약 5억 원으로 나타났다.

## 나. 기술혁신과 기업가치

[표3]에 본 논문의 주요 실증분석결과가 보고되었다. Kogan et al.(2012)이 사용한 식 (10)을 기본으로 하여 차별효과를 조사하기 위한 그룹더미 및 그룹더미와 기술혁신지표의 상호작용항을 추가하였고, 기존연구에서 기술혁신지표로 사용되어 온 피인용횟수(citation)를 독립변수로 추가하여 기존연구와의 일치여부를 알아보았다. Kogan et al.(2012)을 따라 토빈Q는 보통주의 시가총액과 부채의 장부가치, 우선주의 장부가치, 이연법인세자산의 합에서 재고자산의 장부가치를 뺀 값을 유형자산으로 나눈 값을 사용하였다.

회귀분석 결과에 따르면 (1)~(5)식에서 모두 개별기업의 기술혁신지표의 계수( $a_1$ )가 통계적으로 유의미한 양의 값이며 동종산업 내 경쟁기업의 평균 기술혁신지표가 유의미한 음의 계수( $a_3$ )를 가지는 것으로 나타났다. 따라서 기술혁신이 해당기업의 기업가치에 긍정적인 영향을 주고 있으며 경쟁기업의 기업가치에는 음의 외부효과를 미치는 것으로 해석할 수 있다. 이것은 Kogan et al.(2012)의 결과의 일치하는 것으로서 개별기업의 기술혁신이 자기자신과 경쟁기업

**[표3]**  
**개별기업의 토빈Q**

이 표는 식(10)의 결과로서, 개별기업의 당해 토빈Q의 로그값을 종속변수( $x_{ft+1} = \text{Log}Q_{ft}$ )로 하고, 개별기업의 기술혁신지표( $A_{ft}$ ), 동종산업 내 경쟁기업들의 평균 기술혁신지표( $A_{Ift}$ ), 그룹에 속한 기업인 경우 1값을 가지는 그룹더미(*group*), 기술혁신지표들과 그룹더미의 상호작용항( $A_{ft} * \text{group}$ ,  $A_{Ift} * \text{group}$ )을 독립변수로 가지며, 통제변수로는 유형자산의 log값인 기업규모(*size*), 개별 기업 및 해당 산업의 연간수익률( $R_f$ ,  $R_I$ ), 개별기업의 변동성( $\sigma$ ), 자본생산성( $(y/k)_{ft}$ ), 및 종속변수의 지연값( $x_{ft} = \text{Log}Q_{ft-1}$ )을 포함하였다. 기존연구와의 비교를 위해 기존의 기술혁신지표로서 피인용횟수(*citation*)를 포함하였다. 연도와 산업고정효과를 고려하였으며, 기업수준의 클러스터 표준오차를 사용하였다.

$$x_{ft+1} = a_0 + a_1 A_{ft} + a_2 \text{group} A_{ft} + a_3 A_{Ift} + a_4 \text{group} A_{Ift} + b Z_{ft} + u_{ft+1}$$

	토빈Q				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$A_{ft}$	1.311 ( 5.26 )	1.855 ( 5.69 )	1.312 ( 5.25 )	1.866 ( 5.69 )	1.274 ( 5.08 )
$A_{ft} * \text{group}$	- ( -1.66 )	-0.59 ( -1.66 )	-	-0.605 ( -1.66 )	-
$A_{Ift}$	-0.66 ( -5.53 )	-0.659 ( -5.51 )	-0.656 ( -4.27 )	-0.684 ( -4.44 )	-0.672 ( -5.66 )
$A_{Ift} * \text{group}$	-	-	-0.005 ( -0.03 )	0.037 ( 0.24 )	-
<i>citation</i>	-	-	-	-	0.0002 ( 2.48 )
<i>group</i>	0.087 ( 5.23 )	0.093 ( 5.46 )	0.088 ( 4.55 )	0.091 ( 4.71 )	0.088 ( 5.23 )
<i>size</i>	-0.108 ( -9.87 )	-0.108 ( -9.94 )	-0.108 ( -9.88 )	-0.108 ( -9.95 )	-0.108 ( -9.95 )
$R_f$	0.553 ( 29.1 )	0.554 ( 29.16 )	0.553 ( 29.12 )	0.554 ( 29.18 )	0.553 ( 29.08 )
$R_I$	-0.012 ( -3.46 )	-0.012 ( -3.51 )	-0.012 ( -3.47 )	-0.012 ( -3.5 )	-0.012 ( -3.44 )
$\sigma$	-0.433 ( -0.38 )	-0.447 ( -0.39 )	-0.433 ( -0.38 )	-0.447 ( -0.39 )	-0.415 ( -0.36 )
$(y/k)_{ft}$	0.006 ( 0.54 )	0.005 ( 0.49 )	0.006 ( 0.54 )	0.005 ( 0.49 )	0.006 ( 0.56 )
$x_{ft}$	0.737 ( 50.57 )	0.737 ( 50.6 )	0.737 ( 50.54 )	0.737 ( 50.58 )	0.737 ( 50.53 )
$R^2$	0.7186	0.7187	0.7186	0.7187	0.7187
<i>N</i>	13,290	13,290	13,290	13,290	13,290

에 미치는 영향은 미국과 한국에서 동일한 방향성을 가지고 있는 것을 알 수 있다.

한가지 흥미로운 결과는 (2), (4)의 결과에서 기술혁신지표와 그룹 더미의 상호작용항의 계수가 10%수준에서 유의미한 음의 값을 가진다는 점이다. 이는 집단에 속한 기업의 기술혁신을 통한 기업가치 상승이 단독기업에 비해 상대적으로 적다는 것을 의미한다. 이러한 현상을 설명할 수 있는 한 가지 시나리오로서, 기업집단의 경우 한 기업의 기술혁신으로 인한 기업가치의 상승분이 그룹 내에서 가치가 낮은 다른 기업으로 이전되었을 가능성이 있다. 이는 피라미드형 지배구조에서 나타나는 터널링 현상을 보고한 기존연구(La Porta et al., 1999; Bae et al., 2002)로 뒷받침될 수 있다. 또 다른 가능성으로, 그룹 내의 기업들간에는 특허장벽을 형성할 유인이 작으므로 특허의 개발주체와 실시주체가 달랐을 수 있다. 예를 들어 그룹 내에 전자와 화학분야 기업을 각각 보유한 경우, 두 분야가 기술적으로 밀접하기 때문에 서로 특허를 공유하거나 특허가 이전될 수 있다. 이러한 경우에는 개별기업의 기술혁신이 해당 기업의 기업가치에 미치는 영향이 상대적으로 적게 나타날 수 있을 것으로 예상된다.

(5)식에서는 피인용횟수의 계수가 유의미한 양의 값을 가지는 것으로 나타났으며, 이 결과는 피인용횟수를 기술혁신의 지표로 활용한 기존의 연구를 지지한다. 본 논문에서 사용한 기술혁신지표는 피인용횟수를 추가한 경우에도 흔들림이 없는 결과를 보여주었다.



## 다. 기술혁신과 생산성

[표4]에는 식(10)을 기본으로 다음 해의 노동생산성을 종속변수로 하는 회귀분석 결과가 보고되어 있다. 노동생산성은 당해 매출액에 재고자산의 증가량을 더한 값을 종업원수로 나누어 계산하였고, 통제변수에 토빈Q를 추가하였다.

분석결과에 따르면 기업가치에서와 마찬가지로 경쟁기업의 기술혁신이 해당기업의 노동생산성에 미치는 음의 외부성이 관찰되었다. 반면에 자기 자신의 기술혁신과 노동생산성의 관계는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 이 결과는 특허공개 및 등록활동으로 측정한 기업의 기술혁신이 실제로 다음해의 생산 및 매출에 미치는 영향이 시장에서 평가한 기업가치에 미치는 영향([표3]의 결과)에 비해 상대적으로 작기 때문인 것으로 추측된다. 그룹더미와의 상호작용항을 살펴보면 비록 통계적인 의미는 적으나 그룹에 속한 기업에서 이러한 현상이 더 발생하는 것으로 관찰되는데, 이러한 현상은 국내 대기업들의 특허 등록심사청구 행태와 관련지어 볼 수 있다. 즉, 특허출원료에 비해 등록심사청구료 및 등록특허의 유지비용이 상대적으로 크기 때문에 기업들, 특히 특허출원량이 많은 대기업들은 현금보유량이 풍족해질 때까지 심사청구를 늦추는 경향이 있다. 일례로, 삼성전자의 특허등록건수는 2001년부터 2004년까지 연간 3천여건 수준을 유지하다가 2005년에서 2007년 사이에 12,000여건까지 급증하고, 다시 2009년에는 1,700여건으로 급감하

[표4]

## 개별기업의 노동생산성

이 표는 식(10)의 결과로서, 개별기업의 다음해 노동생산성의 로그값을 종속변수 ( $x_{ft+1} = \text{Log}(y/l)_{ft+1}$ )로 하고, 개별기업의 기술혁신지표( $A_{ft}$ ), 동종산업 내 경쟁기업들의 평균 기술혁신지표( $A_{Ift}$ ), 그룹에 속한 기업인 경우 1값을 가지는 그룹더미( $group$ ), 기술혁신지표들과 그룹더미의 상호작용항( $A_{ft} * group$ ,  $A_{Ift} * group$ )을 독립변수로 가지며, 통제변수로는 유형자산의 로그값인 기업규모( $size$ ), 개별 기업 및 해당 산업의 연간수익률( $R_f$ ,  $R_I$ ), 개별기업의 변동성( $\sigma$ ), 토빈Q( $\text{Log}Q_{ft}$ ), 및 종속변수의 지연값( $x_{ft} = \text{Log}(y/l)_{ft}$ )을 포함하였다. 연도와 산업고정효과를 고려하였으며, 기업수준의 클러스터 표준오차를 사용하였다.

$$x_{ft+1} = a_0 + a_1 A_{ft} + a_2 group A_{ft} + a_3 A_{Ift} + a_4 group A_{Ift} + b Z_{ft} + u_{ft+1}$$

	노동생산성				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$A_{ft}$	0.073 ( 0.4 )	0.931 ( 1.03 )	0.071 ( 0.39 )	0.952 ( 1.05 )	0.085 ( 0.44 )
$A_{ft} * group$	-	-1.02 ( -1.15 )	-	-1.053 ( -1.17 )	-
$A_{Ift}$	-0.215 ( -3.24 )	-0.199 ( -3.07 )	-0.239 ( -2.78 )	-0.28 ( -2.92 )	-0.211 ( -3.21 )
$A_{Ift} * group$	-	-	0.034 ( 0.43 )	0.119 ( 1.21 )	-
$citation$	-	-	-	-	-0.000005 ( -0.76 )
$group$	0.019 ( 2.27 )	0.03 ( 2.78 )	0.017 ( 1.76 )	0.022 ( 2.19 )	0.019 ( 2.26 )
$size$	0.021 ( 5.18 )	0.021 ( 5.43 )	0.021 ( 5.18 )	0.021 ( 5.35 )	0.021 ( 5.29 )
$R_f$	0.018 ( 1.43 )	0.019 ( 1.58 )	0.018 ( 1.42 )	0.019 ( 1.57 )	0.018 ( 1.43 )
$R_I$	-0.003 ( -0.66 )	-0.003 ( -0.67 )	-0.003 ( -0.66 )	-0.003 ( -0.67 )	-0.003 ( -0.66 )
$\sigma$	0.057 ( 0.22 )	0.037 ( 0.14 )	0.058 ( 0.22 )	0.037 ( 0.14 )	0.056 ( 0.21 )
$\text{Log}Q_{ft}$	0.87 ( 52.8 )	0.869 ( 52.79 )	0.87 ( 52.79 )	0.869 ( 52.72 )	0.87 ( 52.8 )
$x_{ft}$	-0.003 ( -0.52 )	-0.001 ( -0.19 )	-0.003 ( -0.53 )	-0.001 ( -0.2 )	-0.002 ( -0.49 )
$R^2$	0.8699	0.8704	0.8699	0.8704	0.8699
$N$	13,290	13,290	13,290	13,290	13,290

는 양상을 보인다. 이러한 행동은 한국 대기업들의 매출이 국제시장에 다변화 되어 있을 뿐 아니라 국내시장에서는 독과점 체제를 유지하고 있기 때문에 국내에 출원할 특허를 일찍 등록받을 유인이 상대적으로 적은데 기인하는 것으로 추측된다. 또한 국내 보다 상대적으로 경쟁이 치열한 해외에서 영업하는 대기업들은 국내에 출원한 특허에 대한 패밀리특허(국제특허 또는 미국특허 등)를 상대적으로 많이 보유하고 있다. 따라서 이러한 기업들의 해외 특허등록활동을 고려해야 단기에서 기술혁신과 생산성의 상관관계를 보다 정확히 분석할 수 있을 것이다. 이는 국내기업들의 연구개발활동이 지속적이지 못하고 경기변동에 따라 늘어나거나 줄어들으로써 시장에서 과소반응으로 나타난다는 오은지(2013)의 가설과 상통한다.

또한 기술혁신이 노동생산성에 미치는 긍정적 영향이 미미한 것은 한국 노동시장의 유연성이 미국보다 낮은 것에서도 그 이유를 찾을 수 있는데, 이 가설은 요소의 재분배가 활발히 일어나는 산업군일수록 정보기술을 통한 생산성성장이 강하게 나타난다는 Chun et al.(2013)의 연구결과로 지지될 수 있다.

## 라. 기술혁신과 고용 및 투자활동

[표5] 및 [표6]에는 식(10)의 종속변수를 고용변화율 및 투자율로 놓고 수행한 회귀분석의 결과가 나타나 있다. Kogan et al.(2013)을 따라 고용변화율은 당해 대비 다음해 종업원수의 퍼센트 변화를

사용하였고, 투자율은 다음해의 투자활동으로 인한 현금지출을 당해 유형자산으로 나눈 값을 사용하였다. 통제변수로 ROA를 추가하였다.

[표5]의 결과에 따르면 자기기업의 기술혁신 및 경쟁기업의 기술혁신이 고용활동에 미치는 영향이 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 다시 말해, Kogan et al.(2013)에서 노동력이 기술혁신지표가 낮은 기업에서 높은 기업으로 이동하는 것과 달리, 본 논문의 결과에서는 통계량의 부호는 동일하나 통계적으로 유의미하지 않으며, 따라서 단기에서 한국에서는 개별기업의 기술혁신이 노동력의 재분배에까지 영향을 미치지 않는다고 볼 수 있다. 이는 한국에서는 단기적인 노동시장 유연성이 미국에 비해 떨어지기 때문인 것으로 추측되며, 장기에서의 고용활동 변화추이를 분석해 볼 가능성을 남겨준다.

[표6]의 결과에는 개별기업의 기술혁신이 투자율에 미치는 영향이 10%수준에서 양의 값을 가지는 것으로 나타나지만, 음의 외부성은 관찰되지 않았다.

[표5]

## 개별기업의 고용변화율

이 표는 식(10)의 결과로서, 전년도 대비 종업원수의 퍼센트 변화를 종속변수 ( $x_{ft+1} = h_{ft+1}$ )로 하고, 개별기업의 기술혁신지표( $A_{ft}$ ), 동종산업 내 경쟁기업들의 평균 기술혁신지표( $A_{Ift}$ ), 그룹에 속한 기업인 경우 1값을 가지는 그룹더미( $group$ ), 기술혁신지표들과 그룹더미의 상호작용항( $A_{ft} * group$ ,  $A_{Ift} * group$ )을 독립변수로 가지며, 통제변수로써 유형자산의 log값인 기업규모( $size$ ), 개별 기업 및 해당 산업의 연간수익률( $R_f$ ,  $R_I$ ), 개별기업의 변동성( $\sigma$ ), 토빈Q( $LogQ_{ft}$ ), ROA, 및 종속변수의 지연값( $x_{ft} = h_{ft}$ )을 포함하였다. 연도와 산업고정효과를 고려하였으며, 기업수준의 클러스터 표준오차를 사용하였다.

$$x_{ft+1} = a_0 + a_1 A_{ft} + a_2 group A_{ft} + a_3 A_{Ift} + a_4 group A_{Ift} + b Z_{ft} + u_{ft+1}$$

	고용변화율				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$A_{ft}$	3.964 ( 0.60 )	-0.9 ( -0.07 )	4.31 ( 0.63 )	-1.882 ( -0.14 )	2.286 ( 0.40 )
$A_{ft} * group$	-	5.759 ( 0.50 )	-	7.379 ( 0.65 )	-
$A_{Ift}$	-14.786 ( -0.95 )	-14.881 ( -0.96 )	-11.107 ( -0.78 )	-10.813 ( -0.75 )	-15.402 ( -0.96 )
$A_{Ift} * group$	-	-	-5.321 ( -0.67 )	-5.924 ( -0.75 )	-
$citation$	-	-	-	-	0.001 ( 1.23 )
$group$	4.563 ( 1.81 )	4.499 ( 1.74 )	4.917 ( 1.77 )	4.876 ( 1.74 )	4.573 ( 1.80 )
$size$	-1.474 ( -1.30 )	-1.474 ( -1.30 )	-1.467 ( -1.30 )	-1.466 ( -1.30 )	-1.5 ( -1.30 )
$R_f$	7.577 ( 2.26 )	7.563 ( 2.25 )	7.589 ( 2.26 )	7.573 ( 2.25 )	7.561 ( 2.26 )
$R_I$	0.525 ( 0.57 )	0.525 ( 0.57 )	0.525 ( 0.57 )	0.526 ( 0.57 )	0.526 ( 0.57 )
$\sigma$	-86.573 ( -3.22 )	-86.298 ( -3.2 )	-86.435 ( -3.22 )	-86.067 ( -3.2 )	-85.912 ( -3.2 )
$LogQ_{ft}$	1.076 ( 1.91 )	1.077 ( 1.91 )	1.073 ( 1.90 )	1.075 ( 1.90 )	1.062 ( 1.86 )
$ROA$	0.065 ( 2.95 )	0.065 ( 2.94 )	0.066 ( 2.97 )	0.066 ( 2.97 )	0.065 ( 2.90 )
$x_{ft}$	-0.015 ( -2.26 )	-0.015 ( -2.26 )	-0.015 ( -2.26 )	-0.015 ( -2.26 )	-0.015 ( -2.26 )
$R^2$	0.009651	0.009653	0.009656	0.009659	0.009665
$N$	13,290	13,290	13,290	13,290	13,290

**[표6]**  
**개별기업의 투자율**

이 표는 식(10)의 결과로서, 투자활동으로 인한 현금유출액을 유형자산으로 나눈 투자율을 종속변수( $x_{ft+1} = i_{ft+1}$ )로 하고, 개별기업의 기술혁신지표( $A_{ft}$ ), 동종산업 내 경쟁기업들의 평균 기술혁신지표( $A_{Ift}$ ), 그룹에 속한 기업인 경우 1값을 가지는 그룹더미( $group$ ), 기술혁신지표들과 그룹더미의 상호작용항( $A_{ft} * group$ ,  $A_{Ift} * group$ )을 독립변수로 가지며, 통제변수로는 유형자산의 log값인 기업규모( $size$ ), 개별 기업 및 해당 산업의 연간수익률( $R_f$ ,  $R_I$ ), 개별기업의 변동성( $\sigma$ ), 토빈Q( $LogQ_{ft}$ ), ROA, 및 종속변수의 지연값( $x_{ft} = i_{ft}$ )을 포함하였다. 연도와 산업고정효과를 고려하였으며, 기업수준의 클러스터 표준오차를 사용하였다.

$$x_{ft+1} = a_0 + a_1 A_{ft} + a_2 group A_{ft} + a_3 A_{Ift} + a_4 group A_{Ift} + b Z_{ft} + u_{ft+1}$$

	투자율				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$A_{ft}$	2.348 ( 1.71 )	2.469 ( 0.99 )	2.677 ( 1.90 )	1.292 ( 0.40 )	2.143 ( 1.61 )
$A_{ft} * group$	-	-0.135 ( -0.05 )	-	1.551 ( 0.42 )	-
$A_{Ift}$	1.334 ( 0.57 )	1.336 ( 0.58 )	5.916 ( 0.89 )	5.982 ( 0.89 )	1.216 ( 0.52 )
$A_{Ift} * group$	-	-	-6.621 ( -1.00 )	-6.742 ( -0.99 )	-
$citation$	-	-	-	-	0.00013 ( 2.32 )
$group$	0.492 ( 1.73 )	0.494 ( 1.65 )	0.933 ( 2.36 )	0.924 ( 2.40 )	0.495 ( 1.74 )
$size$	-1.056 ( -6.01 )	-1.056 ( -6.04 )	-1.046 ( -6.16 )	-1.044 ( -6.22 )	-1.062 ( -6.04 )
$R_f$	-0.729 ( -1.73 )	-0.729 ( -1.72 )	-0.716 ( -1.76 )	-0.72 ( -1.74 )	-0.731 ( -1.74 )
$R_I$	-0.06 ( -2.13 )	-0.06 ( -2.14 )	-0.059 ( -2.15 )	-0.059 ( -2.14 )	-0.06 ( -2.13 )
$\sigma$	-19.84 ( -1.68 )	-19.847 ( -1.68 )	-19.639 ( -1.65 )	-19.554 ( -1.63 )	-19.735 ( -1.67 )
$LogQ_{ft}$	2.296 ( 4.62 )	2.296 ( 4.62 )	2.295 ( 4.64 )	2.296 ( 4.63 )	2.293 ( 4.62 )
$ROA$	-0.034 ( -2.21 )	-0.034 ( -2.21 )	-0.034 ( -2.22 )	-0.034 ( -2.22 )	-0.034 ( -2.22 )
$x_{ft}$	0.00003 ( 1.02 )	0.00003 ( 1.02 )	0.00003 ( 0.99 )	0.00003 ( 0.99 )	0.00003 ( 1.01 )
$R^2$	0.12	0.12	0.1208	0.1208	0.12
$N$	13,290	13,290	13,290	13,290	13,290

## 4. 결론

본 논문에는 특허정보를 이용하여 개별기업 수준에서 기술혁신을 측정함에 있어서, Kogan et al.(2012)을 따라 주식시장 정보를 이용하여 특허의 경제적인 중요도로 가중한 정보를 사용하였고, 이는 등록특허의 개수나 피인용횟수를 가중치로 사용한 기존의 국내연구를 보완 발전시킨 것이다.

또한 기업의 상호 변경 및 인수합병과 같은 변수를 고려하여 샘플 기간 내에 유가증권시장에 상장된 경력이 있는 모든 기업의 등록특허를 전수 조사함으로써 특허정보 데이터의 신뢰성을 높였다.

본 논문에서 사용한 기술혁신지표를 통한 분석한 결과에 따르면, 개별기업의 기술혁신은 해당기업과 경쟁기업의 기업가치에 다른 방향으로 영향을 미치고 있음을 알 수 있었다. 즉, 기술혁신이 자기기업의 기업가치에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나 기존 연구와 일치하는 결과를 얻었다. 이에 더하여 기업의 기술혁신이 동종산업 내 경쟁기업의 기업가치에 미치는 음의 외부효과를 한국시장에서도 관찰할 수 있었던 것이 본 논문의 중요한 특징이다. 이 때 재벌기업의 경우에는 자기 기술혁신의 긍정적인 영향이 상대적으로 줄어드는 것으로 관찰되었는데, 이 결과는 피라미드구조에서 존재하는 것으로 알려진 터널링 효과를 지지한다.

또한 기술혁신이 다음해의 생산성에 미치는 영향은 방향은 동일하나 통계적으로 유의미하지 않았으며 이것은 대기업들의 특허등록활동이 경기동행적인 양태를 보이기 때문인 것으로 추측된다.

마지막으로 기술혁신에 따른 요소의 이동추이는 유의미하게 나타나지 않았는데 이는 한국의 단기에서 요소시장의 유연성이 미국보다 떨어지기 때문인 것으로 판단되며, 따라서 장기적 관점의 요소이동에 관한 분석의 필요성이 대두된다.



## 참고문헌

김정교와 서지성, 2007, 연구개발비가 기업가치에 미치는 영향, 국제회계연구 제20집, 207-229

노희천과 전영준, 2011, 비용처리 연구개발비의 기업가치 관련성에 관한 연구 - 내생적 성장이론을 중심으로, 세무와 회계저널 12권 1호, 9-43

오은지, 2013, 한국주식시장에서의 연구개발효율과 주가수익률간의 관계, 서울대학교 대학원 석사 학위논문

최정호, 1994, 광고비 및 연구개발비 지출이 기업가치에 미치는 영향 - 토빈 q에 의한 실증적 분석, 회계학연구 제19권 1호, 103-124

Kogan, Leonid, Dimitris Papanikolaou, Amit Seru and Noah Stoffman, 2012, echnical Innovation, Resource Allocation, and Growth, Working Paper

Bublitz, Bruce, and Michael Ettredge, 1989, The Information in Caballero, Ricardo J., and Adam B. Jaffe, 1993, How high are the giants' shoulders: An empirical assessment of knowledge spillovers and creative destruction in a model of economic growth, NBER Macroeconomics Annual 1993 Volume 8, MIT press, 1993, 15-86

Chan, Louis KC, Josef Lakonishok, and Theodore Sougiannis., 2001, The stock market valuation of research and development expenditures, *The Journal of Finance* 56.6, 2431-2456

Chun, Hyunbae, Jung-Wook Kim, and Jason Lee, 2013, How Does Information Technology Improve Aggregate Productivity? A New Channel of Productivity Dispersion and Reallocation, Working Paper

Discretionary Outlays: Advertising, Research, and Development, *The Accounting Review*, 64.1, 108-124

Hall, B. H., Jaffe, A., and Trajtenberg, M., 2005, Market value and patent citations, *RAND Journal of economics*, 16-38

Hirschey, Mark, 1982, Intangible Capital Aspects of Advertising and R & D Expenditures, *The Journal of Industrial Economics*, 30.4, 375-390

Hirschey, Mark, and Jerry J. Weygandt, 1985, Amortization policy for advertising and research and development expenditures, *Journal of Accounting Research*, 23.1, 326-335

Hirshleifer, David, Po-Hsuan Hsu, and Dongmei Li, 2013, Innovative efficiency and stock returns, *Journal of Financial Economics* 107, 632-654

Nicholas, Tom, 2008, Does innovation cause stock market runups? evidence from the great crash, *The American Economic Review*, 1370-1396

Porta, Rafael, Florencio Lopez-De-Silanes, and Andrei Shleifer, 1999, Corporate ownership around the world, *The journal of finance* 54.2, 471-517.

# Abstract

## Technological Innovation and Firm Value in KOSPI market

Lee, Il-Taek

College of Business Administration

The Graduate School

Seoul National University

This paper examines how a KOSPI-listed firm and its competitors' technological innovation affects its value by collecting their patent information from 1990 to 2012 and directly measuring technological innovation at the firm level. Following the methodology of Kogan et al.(2012), Tobins' q of an individual firm is positively related with its own innovation. Competitors' innovation, however, plays the opposite role that imposes a negative externality on it. Additional analysis is conducted to show that the value of firms in a business group tends to increase less than that of standalone firms does. The

contribution of this study lies in an application of economically weighted patent information using the stock market information in Korea, construction of the complete set of patent information for KOSPI-listed firms, and observation of a negative externality of technological innovation within an industry in Korean data.

**Keywords : Technological Innovation, Tobin's Q,  
Negative Externality, Patent Information, Stock Market  
Student Number : 2012-20511**